

Untersuchungen in einem Gebiet mit kleinbäuerlichen
Fleckviehzucht-Betrieben über die Brauchbarkeit der
Rinderbestände der Gemeinden als Basis für Selektion

Claus-Peter Tröger

1960

Aus dem Institut für Tierzucht, Vererbungs- und Konstitutionsforschung
der Tierärztlichen Fakultät der Universität München
Vorstand: Prof. Dr. Dr. H. Bauer

UNTERSUCHUNGEN IN EINEM GEBIET MIT KLEINBÄUERLICHEN
FLECKVIEHZUCHT-BETRIEBEN ÜBER DIE BRAUCHBARKEIT DER
RINDERBESTÄNDE DER GEMEINDEN ALS BASIS FÜR SELEKTION

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung der veterinärmedizinischen Doktorwürde
der Tierärztlichen Fakultät
der Ludwig-Maximilians-Universität zu München

von

Claus-Peter Tröger

Tierarzt
aus Wunsiedel

München 1960

Gedruckt mit Genehmigung der Tierärztlichen Fakultät
der Universität München

Dekan: Prof. Dr. K. Z i p f

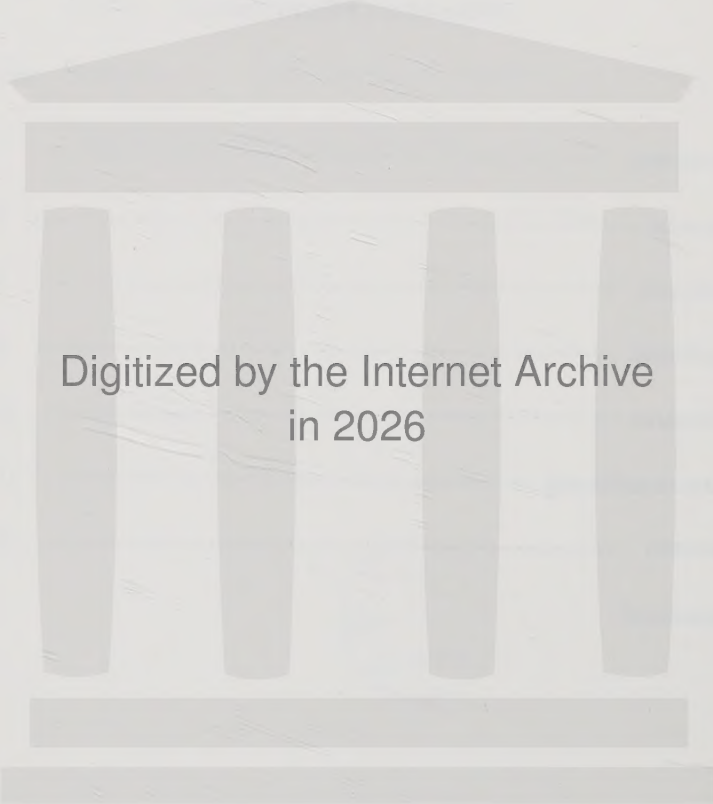
Referent: Prof. Dr. Dr. H. B a u e r

Tag der Promotion: 27. VII. 1960



INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
Einleitung -----	1
Material -----	2
Methodik -----	3
Ergebnisse -----	8
Diskussion -----	12
Zusammenfassung -----	15
Literatur -----	16
Lebenslauf	



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41555220_0092

I. EINLEITUNG

Die Erkenntnisse der letzten 20 Jahre auf dem Gebiete der Haustiergenetik zeigen, daß Selektion zur Verbesserung von Leistungsmerkmalen nach wie vor am geeignetsten ist.

Beim Rind haben vorwiegend drei Selektionsmethoden praktische Bedeutung:

1. Selektion an Hand der Eigenleistung
2. Selektion an Hand der Vorfahrenleistung
3. Selektion an Hand der Nachkommenleistung.

Selektion an Hand der Nachkommenleistung kann beim Rinde nur mit männlichen Tieren durchgeführt werden, weil nur die Bullen mit einer genügend großen Zahl von Geschlechtspartnern angepaart werden können.

Die Nachkommenschaftsprüfung ist im allgemeinen Angelegenheit der Zuchtverbände, häufig in Zusammenarbeit mit Besamungsstationen.

Selektion an Hand der Eigenleistung oder der Vorfahrenleistung ist innerhalb der landwirtschaftlichen Betriebe am wirksamsten. Selektion innerhalb der Betriebe bedeutet, daß zur züchterischen Bewertung der Einzeltiere der Betriebsdurchschnitt herangezogen wird.

Verschiedene Untersuchungen (HARTMANN, 1958; PIRCHNER and LUSH, 1959) haben gezeigt, daß die Milchleistungsunterschiede zwischen den Herden zum größten Teil umweltbedingt sind. Unterschiede in der erblichen Veranlagung spielen kaum eine Rolle. Da auf den Phänotyp gerichtete Umwelteinflüsse nicht an die Nachkommenschaft weitergegeben werden, ist der Selektionserfolg umso kleiner, je mehr auf Umwelteinflüsse selektiert wird. Würde man nicht innerhalb der Betriebe selektieren, sondern die Unterschiede zwischen den Herden mitberücksichtigen, dann selektiert man auf diese umweltbedingten Unterschiede.

Extreme Umwelteinflüsse auf einzelne Tiere innerhalb einer Population beeinflussen die mittlere Leistung dieser Gruppe umso stärker, je kleiner die Gruppe ist.

Dadurch ist innerhalb ausgesprochen kleinbäuerlicher Betriebe mangels einer

zuverlässigen Vergleichsmöglichkeit Selektion auf Milchleistung an Hand der Vorfahren oder der Eigenleistung erschwert.

Aus dieser Sachlage heraus wurde in fünf Gemeinden mit kleinbäuerlichen Betrieben die Frage gestellt, ob der Einfluß der Dorfstruktur auf den einzelnen Betrieb so stark ist, daß der Rinderbestand einer Gemeinde wie die Herde eines großbäuerlichen Betriebes aufgefaßt werden kann.

II. MATERIAL

Die fünf Gemeinden liegen etwa 10 km südwestlich von Bayreuth. Die Böden bestehen vorwiegend aus lehmigem Ton, stellenweise aus lehmigem Sand und Moor auf Lias und Opalinuston mit Eisensandstein. Die Oberflächengestaltung ist eben bis wellig.

Die Niederschläge betragen im Mittel 650 bis 700 mm.

Die landwirtschaftlichen Betriebe sind durch Realteilung stark aufgesplittert. Das Dauergrünland hat einen Anteil an der landwirtschaftlichen Nutzfläche von 50 - 60 %.

Im Durchschnitt haben die Betriebe drei bis vier Kühe in Leistung. Es handelt sich durchweg um Höhenfleckvieh.

Im allgemeinen ist die Bevölkerung sehr konservativ eingestellt; die Gemeinden zeigen ein mäßiges landwirtschaftliches Niveau.

Bemühungen des Staates zur Rationalisierung stossen auf Widerstand, so daß Flurbereinigung, Technisierung und Förderung der Tiergesundheit nur langsam vorangehen.

Die fünf Gemeinden umfassen insgesamt 313 landwirtschaftliche Betriebe. In die Untersuchung wurden nur Herdbuchbetriebe einbezogen; es wurden 427 Kühe aus 70 Betrieben mit ihren Leistungen aus dem Zeitraum 1949 bis 1956 erfaßt.

Von jedem Tier wurde erhoben:

1. Besitzer
2. Herdbuchnummer
3. Geburtstag
4. Erstkalbedatum
5. Für den Zeitraum von 1949 - 1956
 - a) Kalbedaten
 - b) Melktage / Jahr
 - c) Milch-kg / Jahr
 - d) Fett-kg / Jahr

III. METHODIK

Die Jahresleistungen der Kühe wurden in 4 % - "fettkorrigierte" Milch (FCM) umgerechnet, nach der Formel von GAINES and DAVIDSON (1923):

$$\text{FCM} = 0,4 \text{ Milch-kg} + 15 \text{ Fett-kg}$$

Das Alter zu Beginn jeder Jahresleistung wurde in Tagen errechnet. Die Jahresleistungen wurden mit den Alterskorrekturfaktoren für Fleckvieh von BAUER, BAKELS und GALL (1959) auf Erstkalbealter korrigiert.

Zur Auswertung des Materials wurden folgende biometrische Methoden verwendet:

- A. Die Intraklasskorrelation
 - a) zur Berechnung von Wiederholbarkeitskoeffizienten
 - b) zur Berechnung einer Halbgeschwisterkorrelation
- B. Die lineare Regression

Zu A.₁:

Bei der biometrischen Bearbeitung von quantitativen Merkmalen werden nicht die absoluten Merkmalswerte der Individuen, sondern deren Abweichungen von einem Gruppenmittelwert bearbeitet. Die biometrischen Methoden helfen dem Genetiker festzustellen, inwieweit im Durchschnitt einer Gruppe Abweichungen vom Mittelwert durch genetische oder Umweltkomponenten bedingt sind.

Je höher der Anteil der genetischen Komponenten am Zustandekommen der Abweichungen vom Mittelwert ist, desto größer ist der Erfolg bei der Selektion auf das phänotypische Merkmal.

Folgende mathematischen Symbole und Formeln wurden in Anlehnung an SNEDECOR (1956) verwendet:

- 1) X = Alterskorrigierte Jahresleistung in FCM
- 2) n = Anzahl der Beobachtungen in einer Gruppe
- 3) $\bar{x}$ = SX / n ; d. i. der Mittelwert des Merkmales X einer Gruppe, wobei SX die Summe des Merkmales X darstellt
- 4) x = Abweichungen von X vom Gruppenmittelwert $\bar{x}$
- 5) Sx^2 = Summe der quadrierten Abweichungen (Summe der Quadrate = SQ)
- 6) FG = Freiheitsgrade; d. i. die Anzahl der Individuen in einer Gruppe minus der Anzahl der berücksichtigten Mittelwerte
- 7) s^2 = Sx^2 / FG ; d. i. die Varianz des Merkmales X ; das heißt die mittlere quadrierte Abweichung (MQ), ein Maß für die Streuung eines Merkmales. Die mittlere Abweichung muß über die quadrierten Abweichungen errechnet werden, weil die Summe der Abweichungen vom Mittelwert immer Null ergibt.
- 8) F = Testwert, der sich aus der Varianzanalyse ergibt, zur Beurteilung der Wahrscheinlichkeit, mit der ein Mittelwert oder Regressionskoeffizient unter gleichen Bedingungen in gewissen Grenzen der Schwankung wieder erwartet werden kann.

Zur Berechnung der Wiederholbarkeitskoeffizienten wird eine Varianzanalyse durchgeführt. Der Zweck dieser Analyse ist es, festzustellen inwieweit Unterschiede zwischen Gruppen und Untergruppen am Zustandekommen der Abweichungen der Individualwerte vom Gesamtmittelwert beteiligt sind. Die Varianz der alterskorrigierten Jahresleistungen in FCM wurde zerlegt in

- 1) Varianz "Leistungen innerhalb Kühen", gebildet aus den Abweichungen der einzelnen Jahresleistungen der Kühe von deren jeweiligem Mittelwert.

- 2) Varianz "Kühe innerhalb Betrieben", gebildet aus der unter 1) angegebenen Varianz plus dem Produkt aus der Varianz, die durch die Abweichungen der Kuhmittelwerte von den Betriebsmittelwerten entsteht und der mittleren Anzahl Leistungen pro Kuh (n_0).
- 3) Varianz "Betriebe innerhalb Gemeinden", gebildet aus der unter 1) plus 2) angegebenen Varianz plus dem Produkt aus der Varianz, die durch die Abweichungen der Betriebsmittelwerte von den Gemeindemittelwerten entsteht und der mittleren Anzahl Kühe pro Betrieb.
- 4) Varianz "Gemeinden" gebildet aus der unter 1) plus 2) plus 3) angegebenen Varianz plus dem Produkt aus der Varianz, die durch die Abweichungen der Gemeindemittelwerte vom Gesamtmittelwert entsteht, und der mittleren Anzahl Betriebe pro Gemeinde.
- 5) Varianz "Total", gebildet aus den Abweichungen der Jahresleistungen vom Gesamtmittelwert.
- 6) Varianz "Kühe innerhalb Gemeinden", gebildet aus der unter 1) angegebenen Varianz plus dem Produkt aus der Varianz, die durch die Abweichungen der Kuhmittelwerte von den Gemeindemittelwerten entsteht und der mittleren Anzahl Leistungen pro Kuh.

Aus der Varianzanalyse kann an Hand des F-Testes untersucht werden, ob die Differenzen zwischen Gruppenmittelwerten so groß sind, daß sie unter gleichen Bedingungen in gewissen Grenzen wieder erwartet werden können.

Bei einer Wahrscheinlichkeit von 95 % wird die Differenz als signifikant und bei einer Wahrscheinlichkeit von 99 % als hochsignifikant bezeichnet.

Der Wiederholbarkeitskoeffizient für das Merkmal Jahresleistung der Kühe in Betrieben ergibt sich aus

$$s_A^2 / (s_A^2 + s_s^2)$$

s_A^2 = Varianz aus den Abweichungen der Kuhmittelwerte von den Betriebsmittelwerten.

s_s^2 = Varianz aus den Abweichungen der Jahresleistungen von den Kuhmittelwerten, d. i. die nichtpermanente umweltbedingte Varianz.

s_A^2 stellt die Varianz dar, die durch konstant bleibende Komponenten der Kühe bedingt ist; das sind das Erbe und permanente (fixierte) Umwelteinflüsse.

$s_A^2 + s_B^2$ stellt die Gesamtvarianz der Kühe innerhalb Betrieben dar.

Der Wiederholbarkeitskoeffizient (W_1) besagt, welchen Anteil die Varianz, bedingt durch konstante Komponenten der Tiere, an deren phänotypischen Varianz hat.

Der Wiederholbarkeitskoeffizient für das Merkmal Jahresleistung der Kühe in Gemeinden (W_2) ergibt sich aus

$$s_B^2 / (s_B^2 + s_A^2)$$

s_B^2 = Varianz aus den Abweichungen der Kuhmittelwerte von den Gemeindemittelwerten. Diese Varianz enthält im Vergleich zu s_A^2 zusätzlich die Unterschiede der Betriebe innerhalb Gemeinden.

W_2 überschätzt auf Grund des Anteiles der Betriebsdifferenzen am Zustandekommen von s_B^2 den Anteil der konstanten Komponenten der Tiere an deren phänotypischer Varianz.

Die Halbgeschwisterkorrelation wird ebenfalls mit Hilfe der Varianzanalyse errechnet. Dabei werden folgende Gruppen zur Varianzunterteilung gebildet:

1) Leistungen innerhalb Kühen: $MQ = s^2$

2) Zwischen Bullen: $MQ = s^2 + n_0 s_A^2$

s_A^2 stellt die Varianz dar, die durch Abweichungen der Mittelwerte der Bullen-Töchter-Gruppen vom Gesamtmittelwert entsteht. Das ist ein Viertel der genetisch bedingten Varianz.

$4 s_A^2 / (s_A^2 + s^2)$ ergibt eine Schätzung des Anteiles der genetisch bedingten Varianz an der phänotypischen Varianz.

Zu B.:

Eine Regression zeigt, in welchem Maße durchschnittlich eine abhängige Variante sich ändert, wenn eine sie beeinflussende unabhängige Variante sich um einen gegebenen Wert ändert.

In dieser Arbeit wurde die Regression der Töchter-Jahres-Leistung auf die Mutter-Jahres-Leistung errechnet. Da die Tochter die Hälfte ihrer Gene von der Mutter hat, besagt der Koeffizient aus der Mutter-Tochter-Regression, welchen Anteil die halbe genetische Varianz an der phänotypischen Varianz hat. Die doppelte Mutter-Tochter-Regression ist, wie die vierfache Halbgeschwister-Korrelation eine Schätzung für den Anteil der genetisch bedingten an der phänotypischen Varianz. Die Halbgeschwisterkorrelation vermag öfters etwas höhere Werte zu ergeben, weil Dominanz und Epistaseeffekte innerhalb der Bullen-Töchter-Gruppen stärker zum Ausdruck kommen können. Zur Berechnung der Regression wurden in Anlehnung an SNEDECOR (1956) folgende Symbole und Formeln verwendet:

X = Alterskorrigierte Jahresleistung FCM der Mutter

Y = Alterskorrigierte Jahresleistung FCM der Tochter

n = Anzahl der Mütter = Anzahl der Töchter = Anzahl der Mutter-Tochter-Paare

SX = Summe der Mutterleistungen

SY = Summe der Tochterleistungen

$\bar{x} = SX / n$ = Mittelwert der Mutterleistungen

$\bar{y} = SY / n$ = Mittelwert der Tochterleistungen

$x = X - \bar{x}$ = Abweichung der Mutterleistung vom Mittelwert der Mütter

$y = Y - \bar{y}$ = Abweichung der Tochterleistung vom Mittelwert der Töchter

Sx^2 = Summe der quadrierten Mutterabweichungen
(SQ = Summe der Quadrate)

$Sx^2 / (n - 1) = s_x^2$ = Varianz des Merkmales X
(MQ = mittleres Quadrat)

Sy^2 = Summe der quadrierten Töchterabweichungen

$Sy^2 / (n - 1) = s_y^2$ = Varianz des Merkmales Y

Sxy = Summe der Produkte aus Mutterabweichung und Tochterabweichung

FG = Freiheitsgrade

$b = Sxy / Sx^2$ = Regressionskoeffizient

$\hat{Y} = a + bX$ = berichtigte Tochterleistung

$\hat{y}$ = Abweichung der berichtigten Tochterleistung vom Töchtermittelwert;
es ist die durch Mutter-Tochter-Beziehung bedingte Abweichung

$D_{y.x}$ = $Y - \hat{Y}$ = Abweichung der aktuellen Tochterleistung von der berichtigten Tochterleistung, daraus folgt:

$$Y = \bar{y} + \hat{y} + d_{y.x}$$

$Sd_{y.x}^2$ = Summe der quadrierten Abweichungen der Töchterleistungen von der Regressionslinie

$s_{y.x}^2 = Sd_{y.x}^2 / (n - 2)$ = Varianz der Töchterleistungen, die nicht durch die Mutter-Tochter-Beziehung bedingt ist

$s_b = \sqrt{s_{y.x}^2 / Sx^2}$ = Standardabweichung des Regressionskoeffizienten

$t = b/s_b$ = Testzahl zur Feststellung der Wahrscheinlichkeit P, mit welcher der Regressionskoeffizient innerhalb gewisser Grenzen unter gleichen Bedingungen wieder erwartet werden kann.

IV. ERGEBNISSE

Das Schätzen des Anteiles von Varianzkomponenten am Zustandekommen einer Gesamtvarianz ist nur dann korrekt, wenn in dem Zeitraum, aus dem das einbezogene Material stammt, die Umwelt nicht gezielt verändert wurde.

Die mittlere alterskorrigierte Leistung in FCM der Gemeinden in den aufeinanderfolgenden Jahren ist geeignet, die umweltbedingte Leistungsentwicklung zu charakterisieren. Aus Tabelle I geht hervor, daß die Durchschnittsleistung der Gemeinden bis zum Jahre 1951 erheblich ansteigt, um in den folgenden Jahren ungezielt zu schwanken.

Um möglichst korrekte Werte zu erhalten, wurden zur Berechnung der Wiederholbarkeitskoeffizienten und der Mutter-Tochter-Regression nur Leistungen aus den Jahren 1951 bis 1956 verwendet. Auf die Berechnung der Halbgeschwisterkorrelation hat der Leistungsanstieg bis 1951 keinen bedeutenden Einfluß.

Die Varianzanalyse zur Berechnung der Wiederholbarkeit der alterskorrigierten Jahresleistung in FCM von Kühen innerhalb Betrieben ist in Tabelle II wiedergegeben.

TABELLE I

Mittlere alterskorrigierte Milchleistung in FCM der Gemeinden

Gemeinde	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
I	1971	2305	2997	2650	2674	2878	2651	2722
II	2057	2502	2598	2934	2902	3072	3246	2977
III	2313	2546	2974	3071	3262	2942	3202	3012
IV	2012	2092	2553	2792	2603	2476	2515	2622
V	1908	2501	2907	3139	3018	3207	2820	1889
Insgesamt	2063	2376	2833	2854	2873	2924	2970	2804

TABELLE II

Varianzanalyse zur Berechnung der Wiederholbarkeit der alterskorrigierten Jahresleistung in FCM von Kühen innerhalb Betrieben

Quelle der Variation	n	FG	SQ	MQ
Total	816	815	482 793 282	
Gemeinden	5	4	58 756 692	14 689 173
Betriebe innerhalb Gemeinden	70	65	148 782 890	2 288 968
Kühe innerhalb Betrieben	277	207	193 624 164	935 382
Leistungen innerhalb Kühen	816	539	81 629 536	151 446

$$F_1 = 935\,382 / 151\,446 = 6,176 \quad (\text{hochsignifikant})$$

$$F_2 = 2\,288\,968 / 935\,382 = 2,447 \quad (\text{hochsignifikant})$$

$$F_3 = 14\,689\,173 / 2\,288\,968 = 6,417 \quad (\text{hochsignifikant})$$

Aus der Varianzanalyse in Tabelle II geht hervor, daß die Unterschiede der Kühe, der Betriebe und der Gemeinden hochsignifikant sind.

$$n_o s_A^2 = 935\ 382 - 151\ 446 = 783\ 936$$

$$n_o = 2,81$$

$$s_A^2 = 278\ 981$$

$$W_1 = s_A^2 / (s_A^2 + s^2) = 278\ 981 / (278\ 981 + 151\ 446) \\ = 0,648$$

Die Wiederholbarkeit der Jahresleistungen innerhalb Betrieben beträgt 0,648.

Die Varianzanalyse zur Berechnung der Wiederholbarkeit der Jahresleistungen von Kühen innerhalb Gemeinden ist in Tabelle III dargestellt.

TABELLE III

Varianzanalyse zur Berechnung der Wiederholbarkeit der alterskorrigierten Jahresleistung in FCM von Kühen innerhalb Gemeinden

Quelle der Variation	n	FG	SQ	MQ
Total	816	815	482 793 282	
Gemeinden	5	4	58 756 692	14 689 173
Kühe innerhalb Gemeinden	277	272	342 407 054	1 258 849
Leistungen innerhalb Kühen	816	539	81 629 536	151 446

$$n_o s_B^2 = 1\ 107\ 403$$

$$s_B^2 = 376\ 668$$

$$W_2 = s_B^2 / (s_B^2 + s^2) = 376\ 668 / 528\ 114 = 0,71$$

Die Wiederholbarkeit von Jahresleistungen von Kühen innerhalb Gemeinden beträgt 0,71.

Wenn die Kühe innerhalb Gemeinden von Jahr zu Jahr den Betrieb wechseln, dann können die Unterschiede zwischen den Betrieben als zufallsbedingte Umweltschwankungen aufgefaßt werden. In diesem Falle beträgt die Wiederholbarkeit der Jahresleistungen von Kühen innerhalb Gemeinden:

$$W_3 = s_A^2 / (s_B^2 + s^2) = 0,53$$

Die Kovarianzanalyse zur Berechnung der Mutter-Tochter-Regression für das Merkmal alterskorrigierte Jahresleistung in FCM innerhalb der Gemeinden ist in Tabelle IV dargestellt.

TABELLE IV

Berechnung der Kovarianzanalyse zur Mutter-Tochter-Regression für das Merkmal alterskorrigierte Jahresleistung in FCM innerhalb Gemeinden

Gemeinde	n	FG	Sx^2	Sxy	Sy^2	b
I	86	84	41 022 419	14 658 782	40 677 580	0,357
II	59	57	27 677 707	12 599 451	30 561 193	0,455
III	41	39	27 864 867	7 197 538	21 570 155	0,258
IV	29	27	12 490 813	3 965 857	5 848 360	0,318
V	17	15	4 844 832	3 523 471	8 813 930	0,727
Summe	232	222	113 900 638	41 945 099	107 471 218	0,368

Die Kovarianzanalyse in Tabelle IV ergibt, daß der Regressionskoeffizient b der Mutter-Tochter-Regression innerhalb Gemeinden 0,368 beträgt. (hochsignifikant).

Die doppelte Mutter-Tochter-Regression 2 b beträgt 0,736.

$$S_y^2 = 15 446 702$$

$$S_{d.y.x}^2 = 92 024 516$$

$$s_b^2 = 0,00363$$

$$t = b / s_b = 6,104 \quad (\text{hochsignifikant})$$

$$s_{y.x}^2 = 414 525$$

$$s_b = 0,0603$$

Die Varianzanalyse der Halbgeschwisterkorrelation ist in Tabelle V wiedergegeben.

TABELLE V

Varianzanalyse zur Berechnung der Halbgeschwisterkorrelation für das Merkmal alterskorrigierte Jahresleistung in FCM

Quelle der Variation	n	FG	SQ	MQ
Total	116	115	46 154 437	
Zwischen Bullen	8	7	10 309 008	1 472 715
Innerhalb Bullen	116	108	35 845 429	331 902

$$F = 1\,472\,715 / 331\,902 = 4,4372 \quad (\text{hochsignifikant})$$

$$n_o = 13,76 \qquad s_A^2 = 82\,908$$

$$r_I = s_A^2 / (s_A^2 + s^2) = 0,1999 \qquad 4r_I = 0,7995$$

Die Halbgeschwisterkorrelation wurde an Hand von acht Bullen - Nachkommenchaften errechnet. Die Korrelation beträgt 0,20 ; die vierfache Halbgeschwisterkorrelation beträgt 0,80.

V. DISKUSSION

Aus der Übersicht I geht hervor, daß der Wiederholbarkeitskoeffizient von 0,65 für alterskorrigierte Jahresmilchleistung in FCM von Kühen innerhalb Betrieben ziemlich hoch ist.

Die Wiederholbarkeit für Jahresmilchleistung innerhalb Gemeinden beträgt 0,71. Aus diesem Wert geht im Vergleich zur Wiederholbarkeit innerhalb Betrieben hervor, wie stark die Wiederholbarkeit, bedingt durch konstante Komponenten der Tiere selbst, überschätzt wird, wenn der Mittelwert der Gemeindepopulation als Bezugsgröße genommen wird. Die Überschätzung

ÜBERSICHT I

Wiederholbarkeitskoeffizienten für die Merkmale Milchmenge und Fettmenge verschiedener Autoren

Verfasser	Jahr	Wiederholbarkeitskoeffizient	
		Milch	Fett
LEGATES	1949		0,412
LABEN and HERMAN	1950	0,41	0,36
CHANDRASHAKER	1951	0,49	0,50
MAHADEVAN	1951	0,46	
CARNEIRO	1953	0,41	
MADDEN	1954	0,51	0,43
ROGNIONI and PASTI	1955	0,64	
ROGNIONI and PASTI	1955a	0,54	
HARTMANN	1958	0,34	0,37
BAUER, BAKELS und GALL	1959	0,24 (in FCM)	

beruht auf sich wiederholenden Unterschieden zwischen den Betrieben. Wenn die Unterschiede zwischen den Betrieben als zufallsbedingt aufgefaßt werden (das würde zutreffen, wenn die Kühe von Jahr zu Jahr den Betrieb wechseln), dann sinkt die Wiederholbarkeit auf 0,53 ab. Die Wiederholbarkeit enthält im Gegensatz zur Mutter-Tochter-Regression den Varianzanteil an der phänotypischen Varianz, der bedingt ist durch das individuelle Genzusammenspiel und durch permanente Umwelteinflüsse. Die Anzahl Mutter-Tochter-Paare innerhalb der Betriebe ist wegen der kleinbäuerlichen Verhältnisse zu gering, um eine Mutter-Tochter-Regression innerhalb der Betriebe berechnen zu können. Deshalb wurde die Mutter-Tochter-Regression innerhalb der Gemeinden berechnet; sie beträgt 0,37. Dieser Wert überschätzt ebenfalls die Beziehung innerhalb der Betriebe auf Grund der sich wiederholenden Unterschiede zwischen den Betrieben. Aus der Gegenüberstellung der doppelten Mutter-Tochter-Regression innerhalb Gemeinden von 0,74 mit der Wiederholbarkeit

innerhalb Gemeinden geht hervor, daß Komponenten wie das Genzusammenspiel und permanente Umwelteinflüsse keinen bedeutenden Anteil am Zustandekommen der Wiederholbarkeit innerhalb Betrieben haben können. Die Halbgeschwisterkorrelation wird von konstanten Unterschieden zwischen den Betrieben nicht betroffen. Auch die Halbgeschwisterkorrelation liefert einen hohen Wert von 0,80.

Aus den Ergebnissen kann entnommen werden:

1. Der Anteil der genetisch bedingten Varianz an der phänotypischen Varianz ist relativ hoch.
2. Die Unterschiede zwischen den Betrieben wiederholen sich in einem Maße, daß die Wiederholbarkeit der Jahresleistungen der Kühe innerhalb Gemeinden höher ist als die Wiederholbarkeit innerhalb Betrieben.
3. Wenn die Unterschiede zwischen den Betrieben als zufallsbedingt aufgefaßt werden, ergibt die Wiederholbarkeit immer noch einen relativ hohen Wert. Deshalb kann daraus gefolgert werden, daß für die in die Untersuchung einbezogenen Gemeinden der Bestand an Herdbuchkühen als Basis der Selektion innerhalb der Betriebe wie auch innerhalb der Gemeinden dienen kann.

Die Ergebnisse regen zur Frage an, ob Heritabilitäts- und Wiederholbarkeitsuntersuchungen in kleineren, geschlossenen Gebieten aus kürzeren, wirtschaftlich einheitlichen Zeiträumen von Fall zu Fall signifikante unterschiedliche Werte liefern würden, die Hinweise für die praktische Zuchtwahl geben könnten. Unterschiedliche Werte von Region zu Region würden des weiteren die Frage nach den Ursachen aufwerfen und entsprechende Studien könnten neue Gesichtspunkte für Zucht und Haltung von Milchrindern mit Rücksicht auf Selektionsmöglichkeiten liefern.

VI. ZUSAMMENFASSUNG

Für fünf Gemeinden kleinbäuerlicher Betriebe mit Fleckviehzucht wurde untersucht, ob die Gemeindepopulationen als Selektionsbasis brauchbar sind.

Folgende Ergebnisse wurden gefunden:

1. Die Wiederholbarkeit für das Merkmal alterskorrigierte Milchleistung in FCM innerhalb Betrieben beträgt 0,65 (hochsignifikant).
2. Die Wiederholbarkeit für dasselbe Merkmal innerhalb Gemeinden beträgt 0,71 (hochsignifikant).
3. Wenn die Unterschiede zwischen den Betrieben als zufällig aufgefaßt werden, beträgt die Wiederholbarkeit innerhalb Gemeinden 0,53.
4. Die doppelte Mutter-Tochter-Regression für dasselbe Merkmal innerhalb Gemeinden beträgt 0,74 (hochsignifikant).
5. Die vierfache Halbgeschwisterkorrelation beträgt 0,80 (hochsignifikant).

VII. LITERATUR

1. BAUER, H., BAKELS, F. und GALL, C. 1959) Untersuchungen über die Selektionswirkung für das Merkmal Jahresmilchleistung in FCM in bayerischen Fleckviehherden. Arb.Inst.Tierz.Vererb.- und Konst.-Forsch. Univ. München No. 1, 31

2. CARNEIRO, G.G. (1953) Testing dairy bulls under the penkeeping system in Brasil.
J. Dairy Sci. 36, 57

3. CHANDRASHAKER, B. (1951) Genetic and environmental contributions to the economic characteristics of the Michigan State College dairy herd. Univ. Microfilms Publ. No. 2703; ref.: Anim. Breed. Abstr. 20, No. 657, 1952

4. GAINES, W.L. and DAVIDSON, F.A. (1923) Relation between percentage fat content and yield of milk.
Illinois Sta. Bull. 245

5. HARTMANN, W. (1958) Über den Erblichkeitsanteil der Leistungsunterschiede von Milchmenge, Fettgehalt und Fettmenge von Kühen. Zschr. Tierzücht. Züchtungsbiol. 72, 151

6. LABEN, R.C. and HERMAN, H.A. (1950) A study of genetic factors affecting milk production in a selected Holstein-Friesian herd.
Res. Bull. Mo. agric. Exp. Sta. No. 459

7. LEGATES, J.E. (1949) A selection index for butterfat production in Jersey cattle utilizing the fat yields of the cow and her relations.
Doctor Thesis Ames, Iowa;
ref.: Anim. Breed. Abstr. 20, No. 1569, 1952

8. MADDEN, D.E. (1954) Relations between parts of lactation and the real producing ability of Holstein cows.
Doctor Thesis Ames, Iowa;
ref.: Anim. Breed. Abstr. 23,
No. 1640, 1955

9. MAHADEVAN, P. (1951) The effect of environment and heredity on lactation. I. Milk yield. II. Persistency of lactation. III. Butter fat percentage.
J. agric. Sci. 41, 80, 89 und 94

10. PIRCHNER, F. and LUSH, J.L. (1959) Genetic and environmental portions of the variation among herds, in butterfat production.
J. Dairy Sci. 42, 115

11. ROGNIONI, G. and PASTI, G. (1955) A genetical study of milk and meat production characteristics in a herd of Simmental cattle.
Riv. Zootec. 28, 189

12. ROGNIONI, G. and PASTI, C. (1955a) The repeatability of milk yield in Friesian cattle in the Piacenza district.
Ann. Fac. Agr., 2nd Ser. 45

13. SNEDECOR, G.W. (1956) Statistical Methods.
5th ed., Ames: Iowa State Coll. Press

Am Ende dieser Arbeit möchte ich Herrn Professor Dr. Dr. H. Bauer für die freundliche Überlassung des Themas danken.

Herrn Dr. Dr. F. Bakels danke ich herzlich für die richtungsweisende Unterstützung und wertvolle Anregungen.

Weiterhin möchte ich Herrn Tierzuchtdirektor Reithmayr, Bayreuth, und Herrn Landwirtschaftsrat Caspersmeyer, Bayreuth, für die Zurverfügungstellung von Unterlagen danken.

LEBENS LAUF

Am 30. Juni 1935 wurde ich, Claus-Peter Tröger, als vierter Sohn des damaligen Regierungsassessors Karl Christoph Tröger und dessen Ehefrau Gertrud, geb. Rulffs in Rosenheim geboren.

Von 1941 bis 1944 besuchte ich die Volksschule in Breslau, 1944 die Volksschule in Wunsiedel/Ofr. und ab Herbst 1944 die Oberschule in Wunsiedel, wo ich im Juli 1954 die Reifeprüfung ablegte.

Von November 1954 bis Februar 1959 studierte ich Tiermedizin an der Universität München. Im August 1959 bestand ich die tierärztliche Prüfung und erhielt nach einer Praktikantenzeit bei DDr. Wilkens sen. und jun., Westerstede/Oldbg. im März 1960 die Approbation.

